Composante du produit nº 82-003-X au catalogue de Statistique Canada
Rapports sur la santé

Article

Mortalité par cause selon le niveau de scolarité au Canada : une étude de suivi sur 16 ans

par Michael Tjepkema, Russel Wilkins et Andrea Long

Août 2012

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

• Service de renseignements statistiques	1-800-263-1136
• Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1-800-363-7629
• Télécopieur	1-877-287-4369

Programme des services de dépôt

• Service de renseignements	1-800-635-7943
• Télécopieur	1-800-565-7757

Comment accéder à ce produit

Le produit n° 82-003-X au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca et de parcourir par « Ressource clé » > « Publications ».

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « À propos de nous » > « Notre organisme » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2012

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada (http://www.statcan.gc.ca/reference/copyright-droit-auteur-fra.htm).

This publication is also available in English.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, ses entreprises, ses administrations et les autres établissements. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0^s	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
^{p}	provisoire
^{r}	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
^{E}	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié
*	valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,05$)

Mortalité par cause selon le niveau de scolarité au Canada : une étude de suivi sur 16 ans

par Michael Tjepkema, Russell Wilkins et Andrea Long

Résumé

Contexte
Les taux de morbidité et de mortalité ont tendance à être plus élevés chez les personnes dont le niveau de scolarité est faible que chez celles dont le niveau est plus élevé. Cependant, comme les enregistrements de décès au Canada ne contiennent pas de renseignements sur le niveau de scolarité de la personne décédée, les données de l'état civil non appariées ne peuvent pas être utilisées pour étudier les différences de mortalité selon le niveau de scolarité.

Méthodes
La présente étude porte sur les taux de mortalité par cause, selon le niveau de scolarité, chez un échantillon largement représentatif de la population canadienne de 25 ans et plus. Les données proviennent de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2006, qui portait sur 2,7 millions de personnes et 426 979 décès. Les taux de mortalité normalisés selon l'âge (TMNA) ont été calculés selon le niveau de scolarité pour diverses causes de décès. Les rapports de taux (RT), les différences de taux (DT) et la surmortalité ont également été calculés.

Résultats
Les TMNA toutes causes confondues étaient les plus élevés chez les personnes n'ayant pas terminé leurs études secondaires et les plus faibles chez celles titulaires d'un grade universitaire. Si tous les membres de la cohorte avaient présenté les taux de mortalité des membres titulaires d'un grade universitaire, les TMNA auraient été 27 % plus faibles pour les hommes et 22 % plus faibles pour les femmes. Les causes contribuant le plus à la « surmortalité » étaient la cardiopathie ischémique, le cancer du poumon, la bronchopneumopathie chronique obstructive, l'accident vasculaire cérébral, le diabète, les traumatismes (hommes) et les infections respiratoires (femmes). Les causes associées à l'usage du tabac et à la consommation abusive d'alcool étaient celles pour lesquelles les gradients étaient les plus prononcés.

Interprétation
Un gradient de mortalité selon le niveau de scolarité s'est dégagé pour de nombreuses causes de décès.

Mots-clés
Taux de mortalité normalisés selon l'âge, différences des taux, rapport des taux, inégalités socioéconomiques.

Auteurs
Michael Tjepkema (1-613-951-3896, michael.tjepkema@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada, à Ottawa (Ontario) K1A 0T6. Russell Wilkins travaille à la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada, et à l'Université d'Ottawa. Andrea Long travaille à l'Agence de la santé publique du Canada, à Ottawa (Ontario).

Les conditions sociales, économiques et environnementales dans lesquelles évoluent les personnes au fil des ans sont les facteurs qui influent le plus sur leur santé [1]. Appelés *déterminants sociaux de la santé*, ces facteurs comprennent le revenu, la profession et les conditions de vie, mais aussi le niveau de scolarité.

Le niveau de scolarité subit l'influence des circonstances, dont le revenu familial pendant l'enfance et les effets intergénérationnels, comme le niveau de scolarité de la mère[1,2-5]. Des différences de niveau de scolarité peuvent être associées à des différences d'évolution de la santé. Les taux de morbidité et de mortalité ont tendance à être plus élevés chez les personnes dont le niveau de scolarité est faible que chez celles qui sont plus instruites[6].

Les voies selon lesquelles la scolarité est susceptible d'influer sur la santé sont multiples[6,7]. Le niveau de scolarité peut être un indicateur de l'existence des aptitudes intra et interpersonnelles nécessaires pour établir et maintenir un bon état de santé[8,9]. La littératie en matière de santé, c'est-à-dire la capacité d'accéder à l'information sur la santé et de l'utiliser pour prendre des décisions qui contribuent au maintien élémentaire de la santé, est considérée comme un maillon crucial entre le niveau de scolarité et les résultats en matière de santé[10]. Les personnes dont le niveau de scolarité est élevé pourraient être plus réceptives aux messages de prévention et être mieux à même de modifier leur comportement et d'utiliser efficacement le système de soins de santé[11]. Ainsi, les personnes ayant un haut niveau de scolarité pourraient être moins susceptibles d'adopter des comportements posant un risque pour la santé, comme l'usage du tabac[12]. La scolarité est aussi étroitement liée à d'autres déterminants sociaux de la santé. Un haut niveau de scolarité peut accroître les possibilités d'emploi et la sécurité du revenu[1], et les travaux de recherche donnent systématiquement des preuves que la santé est meilleure chez les groupes à revenu élevé[13-15].

L'association entre la scolarité et la mortalité a été bien établie dans les pays d'Europe de l'Ouest et de l'Est[16,17]. Au Canada, par contre, les enregistrements de décès ne contiennent pas de renseignements sur le niveau de scolarité de la personne décédée. Par conséquent, il n'est pas possible

d'utiliser des données de l'état civil non appariées à d'autres pour examiner les différences de mortalité selon le niveau de scolarité. Afin de contourner cet obstacle, on a mené plusieurs études de suivi de la mortalité à petite échelle fondées sur l'appariement d'enregistrements[18-23]. Ces études ont révélé des différences de mortalité selon le statut socioéconomique au Canada, mais l'applicabilité des résultats pourrait être limitée par la portée de l'univers couvert (géographiquement, ou selon l'âge, le sexe ou la profession), la petite taille des échantillons, le manque d'information sur les causes de décès, ou une combinaison de facteurs.

Récemment, les données recueillies auprès d'un échantillon largement représentatif de la population canadienne adulte de 25 ans et plus ont été appariées à des données sur la mortalité couvrant près de 16 années[24-26]. Cette cohorte a été utilisée pour examiner les gradients de mortalité toutes causes confondues (et d'espérance de vie) en fonction de divers indicateurs socioéconomiques. On a pu constater que les taux de mortalité toutes causes confondues diminuaient pour les catégories successivement plus élevées de statut socioéconomique, que celui-ci soit défini par le revenu, le niveau de scolarité ou la profession. Toutefois, la cohorte n'a pas été utilisée pour évaluer les gradients de mortalité par cause selon le niveau de scolarité. L'objectif de la présente étude est donc d'examiner les taux de mortalité par cause en fonction du niveau de scolarité afin de déterminer si l'association entre la scolarité et la mortalité varie selon la cause de décès.

Méthodes

Les données proviennent de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2006 réalisée sur un échantillon de 15 % de la population adulte[24-26]. Les personnes ayant répondu au Recensement de 1991 pouvaient être incluses dans la cohorte étudiée si 1) elles avaient au moins 25 ans et étaient un résident habituel du Canada le jour du recensement (4 juin 1991), 2) elles n'étaient pas un résident à long terme d'un établissement tel qu'une prison, un hôpital ou une maison de soins infirmiers, et 3) elles avaient répondu au questionnaire complet du recensement envoyé à un ménage privé sur cinq ainsi qu'à tous les résidents des logements collectifs non institutionnels et des réserves indiennes. Environ 3,6 millions de personnes satisfaisaient à ces critères.

Tableau 1
Niveau de scolarité selon le sexe et le groupe d'âge, membres de la cohorte de 25 ans et plus ne vivant pas en établissement, Canada, 1991 (date de référence)

Groupe sexe-âge	Nombre total	Pas de diplôme d'études secondaires	Diplôme d'études secondaires	Diplôme d'études postsecondaires	Grade universitaire
			%		
Hommes					
25 ans et plus	1 358 200	35,0	37,6	12,4	15,1
25 à 44 ans	725 500	24,1	42,7	15,7	17,5
45 à 64 ans	433 400	41,4	34,6	9,9	14,0
65 à 74 ans	135 700	58,0	26,9	6,2	8,9
75 ans et plus	63 600	65,3	22,3	4,9	7,5
Femmes					
25 ans et plus	1 376 600	34,8	35,2	18,4	11,7
25 à 44 ans	765 100	23,0	40,2	21,5	15,3
45 à 64 ans	388 300	42,7	31,5	16,9	8,9
65 à 74 ans	136 300	59,3	25,9	10,5	4,3
75 ans et plus	86 800	64,2	21,9	10,0	3,9

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité et du cancer selon le recensement, 1991 à 2006.

La base de données électronique du Recensement de 1991 ne contient pas de noms, mais il faut des noms pour déterminer la mortalité. Afin de les obtenir, les enregistrements du recensement ont d'abord été appariés aux fichiers de données sur les déclarants de 1990 et de 1991 par une méthode probabiliste, en se servant de la date de naissance et du code postal de la personne et de ceux de son époux(épouse) ou conjoint(e) de fait (le cas échéant). Les données sur environ les trois quarts des personnes comprises dans le champ de l'étude ont pu être appariées à des données non financières sur les déclarants. Ensuite, les données sur la cohorte ont été appariées à celles de la Base canadienne de données sur la mortalité (pour la période allant du 4 juin 1991 au 31 décembre 2006) par des méthodes probabilistes[27]. Même sans appariement à un enregistrement de décès, le statut au suivi – en vie, décédé(e), émigré(e) ou perdu(e) de vue au suivi – a généralement pu être déterminé d'après les données sur les déclarants[25]. Globalement, la cohorte comprenait 2,7 millions de personnes, dont 16 % (426 979) sont décédées durant la période de suivi (tableau A en annexe).

La cause initiale du décès avait été codée conformément à la *Classification internationale des maladies, neuvième révision*[28] de l'Organisation mondiale de la Santé dans le cas des décès survenus de 1991 à 1999, et conformément à la *dixième révision*[29] dans le cas des décès survenus de 2000 à 2006. Les décès ont été groupés selon les catégories servant au calcul de la charge mondiale de morbidité (*Global Burden of Disease*)[30] et selon des facteurs comportementaux de risque pour la santé, à savoir les maladies liées à l'usage du tabac[16], à la consommation d'alcool[16] et à la consommation de drogues[31]. Les décès potentiellement évitables grâce à une intervention médicale survenus avant 75 ans, comme ceux attribuables à une maladie cérébrovasculaire, à l'hypertension, au cancer du sein et à la pneumonie ou à la grippe[16,32], ont également été examinés.

Le plus haut niveau de scolarité atteint au moment de la création de la cohorte (date de référence) a été ventilé

en quatre catégories : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires (ou certificat d'une école de métiers), certificat ou diplôme d'études postsecondaires (d'un niveau inférieur au baccalauréat) et grade universitaire.

Pour chaque membre de la cohorte, on a calculé le nombre de jours-personnes de suivi à partir du jour du recensement (le 4 juin 1991) jusqu'à la date du décès, de l'émigration ou du dernier jour de la période d'étude (le 31 décembre 2006). Le nombre de jours-personnes de suivi a été divisé par 365,25 pour obtenir le nombre d'années-personnes à risque. Les taux de mortalité selon l'âge à la date de référence, le sexe et le niveau de scolarité groupés par tranches d'âge de cinq ans ont été utilisés pour calculer les taux de mortalité normalisés selon l'âge (TMNA) en se basant sur la répartition de la population de la cohorte (années-personnes à risque), hommes et femmes confondus.

Les inégalités relatives ont été évaluées en fonction des rapports de taux (RT) et de la surmortalité en pourcentage. Les RT ont été calculés en divisant le TMNA des personnes ayant les niveaux de scolarité les moins élevés (pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, diplôme d'études postsecondaires) par le TMNA de celles possédant un grade universitaire. Un RT supérieur à 1,00 indique un risque de mortalité accru. Pour calculer la

Tableau 2
Taux de mortalité normalisés selon l'âge pour 100 000 années-personnes à risque, pour certaines causes de décès, selon le niveau de scolarité, membres de la cohorte de sexe masculin âgés de 25 ans et plus à la date de référence, Canada, 1991 à 2006

Causes de décès	Total	Grade universitaire	Diplôme d'études postsecondaires	Diplôme d'études secondaires	Pas de diplôme d'études secondaires	RT	DT	Surmortalité	Surmortalité en %
Toutes causes confondues	**1 372,8**	**1 008,9**	**1 145,7**	**1 315,2**	**1 561,9**	**1,55***	**553,0***	**363,9**	**26,5**
Maladies transmissibles	57,1	50,9	49,7	53,0	62,1	1,22*	11,1*	6,2	10,8
VIH/SIDA	5,8	7,4	6,7	5,6	4,7	0,63*	-2,7*	-1,5	-26,5
Infections respiratoires	36,4	31,5	30,6	33,9	39,9	1,27*	8,4*	4,9	13,5
Maladies non transmissibles	1 188,4	863,8	993,7	1 139,2	1 342,8	1,55*	479,0*	324,6	27,3
Tumeurs malignes	416,5	296,3	353,9	408,3	467,3	1,58*	171,0*	120,2	28,9
Cancer de l'estomac	15,5	9,5	12,4	14,0	18,5	1,94*	9,0*	6,0	38,6
Cancer du côlon et du rectum	44,0	34,3	40,7	43,0	48,0	1,40*	13,7*	9,7	22,0
Cancer du foie	9,0	6,6	8,5	8,8	10,0	1,52*	3,4*	2,4	26,9
Cancer du pancréas	19,9	18,6	18,7	20,0	20,9	1,12	2,3	1,3	6,6
Cancers de la trachée, des bronches et du poumon	124,1	55,3	84,3	115,5	154,7	2,80*	99,3*	68,7	55,4
Cancer de la prostate	51,7	46,2	50,9	51,3	53,0	1,15*	6,9*	5,5	10,6
Diabète sucré	38,3	25,0	30,5	34,9	45,6	1,83*	20,6*	13,3	34,7
Troubles neuropsychiatriques	65,7	65,4	64,0	63,2	70,4	1,08*	5,0	0,3	0,4
Troubles dus à la consommation d'alcool	5,0	2,5	3,4	4,4	7,0	2,82*	4,5*	2,6	50,9
Maladie d'Alzheimer et autres démences	32,9	34,6	32,9	32,5	33,0	0,96	-1,5	-1,7	-5,1
Maladies cardiovasculaires	483,4	360,3	408,1	459,6	544,3	1,51*	184,0*	123,1	25,5
Cardiopathie ischémique	293,3	209,5	246,7	279,8	333,5	1,59*	124,0*	83,8	28,6
Maladies cérébrovasculaires	79,3	67,8	65,8	74,6	87,3	1,29*	19,5*	11,5	14,5
Maladies de l'appareil respiratoire	86,0	47,2	59,9	76,7	102,5	2,17*	55,3*	38,8	45,1
Bronchopneumopathie chronique obstructive	65,4	31,1	40,5	56,0	80,3	2,58*	49,2*	34,4	52,5
Maladies de l'appareil digestif	46,5	29,6	34,0	45,5	55,1	1,86*	25,5*	16,9	36,4
Cirrhose du foie	15,1	7,7	10,3	15,3	18,8	2,44*	11,1*	7,4	48,9
Traumatismes	70,2	47,0	54,2	69,3	91,3	1,94*	44,4*	23,2	33,1
Traumatismes accidentels	45,7	32,1	37,0	45,3	58,2	1,81*	26,1*	13,6	29,8
Accidents de la circulation	7,9	5,1	6,4	7,8	10,1	1,98*	5,0*	2,8	35,3
Traumatismes intentionnels	24,4	14,8	17,2	24,0	33,1	2,23*	18,3*	9,6	39,2
Suicide	22,7	13,9	16,2	22,6	30,2	2,17*	16,3*	8,8	38,7
Maladies liées à l'usage du tabac	216,2	102,6	143,9	198,3	266,1	2,59*	163,5*	113,5	52,5
Maladies liées à la consommation d'alcool	15,8	7,4	9,6	15,1	21,6	2,90*	14,1*	8,4	53,0
Maladies liées à la consommation de drogues	5,4	3,4	3,4	5,5	7,7	2,25*	4,3*	2,0	36,7
Potentiellement évitables grâce à une intervention médicale (moins de 75 ans)	51,6	35,9	42,1	48,4	61,0	1,70*	25,1*	15,7	30,5

* valeur significativement différente du taux observé pour grade universitaire ($p < 0,05$)
RT = rapport de taux (pas de diplôme d'études secondaires / grade universitaire)
DT = différence de taux (pas de diplôme d'études secondaires - grade universitaire)
surmortalité = (total - grade universitaire)
surmortalité en % = [100* (total - grade universitaire)/total]
Nota : La population (années-personnes à risque) utilisée pour calculer les taux normalisés selon l'âge a été tirée de la répartition selon l'âge de la cohorte interne (tranches d'âge de cinq ans).
Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité et du cancer selon le recensement, 1991 à 2006.

Tableau 3
Taux de mortalité normalisés selon l'âge pour 100 000 années-personnes à risque, pour certaines causes de décès, selon le niveau de scolarité, membres de la cohorte de sexe féminin âgés de 25 ans et plus à la date de référence, Canada, 1991 à 2006

Causes de décès	Total	Grade universitaire	Diplôme d'études postsecondaires	Diplôme d'études secondaires	Pas de diplôme d'études secondaires	RT	DT	Surmortalité	Surmortalité en %
Toutes causes confondues	**869,4**	**677,7**	**736,6**	**820,9**	**977,7**	**1,44***	**300,0***	**191,7**	**22,0**
Maladies transmissibles	34,2	27,2	29,0	31,7	39,0	1,43*	11,8*	7,0	20,4
VIH/SIDA	0,5	0,3	0,2	0,5	0,9	3,21*	0,6*	0,2	40,9
Infections respiratoires	21,8	17,1	19,1	20,7	23,9	1,40*	6,9*	4,7	21,7
Maladies non transmissibles	748,0	581,2	639,4	710,1	835,0	1,44*	253,8*	166,8	22,3
Tumeurs malignes	273,3	231,1	250,1	272,6	294,8	1,28*	63,7*	42,2	15,5
Cancer de l'estomac	6,8	4,8	5,5	6,1	8,0	1,64*	3,1*	2,0	29,4
Cancer du côlon et du rectum	28,0	23,8	26,7	27,9	29,8	1,25*	5,9*	4,2	14,8
Cancer du foie	4,3	3,2	4,0	3,8	4,9	1,57*	1,8	1,1	26,1
Cancer du pancréas	14,9	11,0	13,4	15,6	15,5	1,41*	4,5*	3,9	26,2
Cancers de la trachée, des bronches et du poumon	61,7	29,2	45,1	59,3	77,0	2,64*	47,8*	32,4	52,6
Cancer du sein (de la femme)	49,2	57,2	51,1	51,8	46,0	0,80*	-11,2*	-8,1	-16,4
Cancer du col de l'utérus	3,8	2,3	2,8	3,3	5,3	2,36*	3,1*	1,5	40,5
Cancer de l'ovaire	14,5	15,3	14,9	14,7	14,1	0,92	-1,2	-0,8	-5,9
Diabète sucré	24,3	11,6	14,3	18,4	32,1	2,78*	20,5*	12,8	52,5
Troubles neuropsychiatriques	55,9	57,3	53,0	55,2	58,5	1,02	1,2	-1,3	-2,4
Troubles dus à la consommation d'alcool	1,5	0,8	0,9	1,2	2,3	2,77*	1,5	0,6	43,2
Maladie d'Alzheimer et autres démences	36,7	36,3	35,5	36,5	37,1	1,02	0,8	0,3	0,9
Maladies cardiovasculaires	280,4	204,3	231,3	258,5	315,6	1,54*	111,3*	76,0	27,1
Cardiopathie ischémique	142,0	97,1	111,6	129,0	162,5	1,67*	65,4*	44,8	31,6
Maladies cérébrovasculaires	64,0	52,9	57,0	61,6	69,1	1,31*	16,2*	11,1	17,4
Maladies de l'appareil respiratoire	42,5	23,6	32,4	37,4	51,2	2,17*	27,6*	18,9	44,4
Bronchopneumopathie chronique obstructive	30,1	14,2	21,8	25,9	36,7	2,59*	22,5*	15,9	52,9
Maladies de l'appareil digestif	32,3	22,4	24,2	31,4	38,0	1,69*	15,6*	9,9	30,6
Cirrhose du foie	7,1	3,8	4,5	6,7	9,6	2,55*	5,9*	3,3	46,8
Traumatismes	31,2	29,4	30,3	30,2	36,2	1,23*	6,8*	1,9	6,0
Traumatismes accidentels	24,4	24,0	23,9	23,2	27,9	1,16*	3,9	0,4	1,5
Accidents de la circulation	3,5	3,6	3,7	3,2	4,3	1,18	0,6	-0,1	-3,1
Traumatismes intentionnels	6,9	5,4	6,4	7,0	8,3	1,55*	3,0*	1,5	21,9
Suicide	6,0	4,5	6,0	6,0	7,1	1,58*	2,6*	1,5	25,6
Maladies liées à l'usage du tabac	100,8	49,7	74,0	94,3	124,2	2,50*	74,5*	51,1	50,7
Maladies liées à la consommation d'alcool	5,7	2,9	3,7	5,6	8,0	2,75*	5,1*	2,8	49,1
Maladies liées à la consommation de drogues	4,5	2,6	3,6	4,3	6,9	2,68*	4,3*	1,9	43,0
Potentiellement évitables grâce à une intervention médicale (moins de 75 ans)	65,6	58,8	57,6	64,2	72,8	1,24*	14,0*	6,8	10,4

* valeur significativement différente du taux observé pour grade universitaire ($p < 0,05$)
RT = rapport de taux (pas de diplôme d'études secondaires / grade universitaire)
DT = différence de taux (pas de diplôme d'études secondaires - grade universitaire)
surmortalité = (total - grade universitaire)
surmortalité en % = [100* (total - grade universitaire)/total]
Nota : La population (années-personnes à risque) utilisée pour calculer les taux normalisés selon l'âge a été tirée de la répartition selon l'âge de la cohorte interne (tranches d'âge de cinq ans).
Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité et du cancer selon le recensement, 1991 à 2006.

surmortalité en pourcentage, nous avons soustrait le TMNA des personnes ayant un grade universitaire du TMNA calculé pour l'ensemble de la cohorte, puis divisé le résultat par le TMNA pour l'ensemble de la cohorte et multiplié le tout par 100.

Les inégalités absolues ont été évaluées au moyen des différences de taux (DT) et de la surmortalité absolue. Les DT ont été calculées en soustrayant le TMNA des personnes possédant un grade universitaire du TMNA calculé pour les personnes ayant un niveau de scolarité moins élevé (pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, diplôme d'études postsecondaires). Une DT supérieure à zéro indique une surmortalité. Pour calculer la surmortalité absolue, nous avons soustrait le TMNA des personnes possédant un grade universitaire du TMNA calculé pour l'ensemble de la cohorte. La différence représente le nombre de décès (pour 100 000 années-personnes à risque) qui auraient hypothétiquement pu être évités si tous les membres de la cohorte avaient présenté

Tableau 4
Taux de mortalité normalisés selon l'âge pour 100 000 années-personnes à risque, pour certaines causes de décès, selon le niveau de scolarité, le groupe d'âge et le sexe, membres de la cohorte de 25 ans et plus à la date de référence, Canada, 1991 à 2006

Sexe, groupe d'âge, date de référence et cause du décès	Total	Grade universitaire	Diplôme d'études post-secondaires	Diplôme d'études secondaires	Pas de diplôme d'études secondaires	RT	DT	Surmortalité	Surmortalité en %
Hommes									
25 à 44 ans									
Toutes causes confondues	211,5	117,6	159,4	216,6	305,6	2,60*	188,0*	93,9	44,4
Traumatismes accidentels	27,7	11,0	18,6	28,5	44,1	4,01*	33,1*	16,7	60,3
Cardiopathie ischémique	30,6	14,4	22,7	30,7	47,8	3,31*	33,3*	16,2	52,9
Suicide	23,8	12,5	17,7	25,2	33,2	2,66*	20,7*	11,3	47,5
Cancers de la trachée, des bronches et du poumon	13,1	4,9	8,8	14,5	19,9	4,07*	15,0*	8,2	62,7
45 à 64 ans									
Toutes causes confondues	1 319,3	807,4	1 048,6	1 251,4	1 583,6	1,96*	776,2*	512,0	38,8
Cardiopathie ischémique	274,6	159,6	224,9	261,8	330,9	2,07*	171,4*	115,1	41,9
Cancers de la trachée, des bronches et du poumon	181,7	72,2	121,6	165,8	239,4	3,32*	167,2*	109,5	60,3
Bronchopneumopathie chronique obstructive	42,4	12,4	22,1	34,5	59,5	4,79*	47,1*	30,0	70,7
Maladies cérébrovasculaires	51,6	31,5	35,9	48,3	62,8	2,00*	31,3*	20,1	39,0
65 à 74 ans									
Toutes causes confondues	5 304,4	3 923,5	4 320,0	5 058,1	5 775,8	1,47*	1 852,3*	1 380,8	26,0
Cardiopathie ischémique	1 180,8	818,3	986,6	1 124,4	1 292,8	1,58*	474,6*	362,5	30,7
Cancers de la trachée, des bronches et du poumon	499,5	225,3	327,4	464,1	584,1	2,59*	358,8*	274,2	54,9
Bronchopneumopathie chronique obstructive	318,9	137,1	166,3	267,9	392,0	2,86*	254,9*	181,8	57,0
Maladies cérébrovasculaires	333,1	266,4	266,1	308,2	364,8	1,37*	98,4*	66,7	20,0
75 ans et plus									
Toutes causes confondues	9 517,4	8 201,0	8 417,8	9 078,8	9 988,4	1,22*	1 787,4*	1 316,4	13,8
Cardiopathie ischémique	2 187,4	1 844,3	1 896,9	2 083,8	2 304,1	1,25*	459,9*	343,1	15,7
Cancers de la trachée, des bronches et du poumon	568,4	294,6	428,1	516,9	643,7	2,18*	349,1*	273,8	48,2
Bronchopneumopathie chronique obstructive	594,4	332,8	402,9	523,2	678,8	2,04*	346,0*	261,6	44,0
Diabète sucré	247,3	207,9	195,4	227,1	265,2	1,28*	57,3*	39,4	15,9
Femmes									
25 à 44									
Toutes causes confondues	134,5	87,2	109,6	131,5	193,1	2,22*	105,9*	47,4	35,2
Cancers de la trachée, des bronches et du poumon	13,9	5,2	9,9	14,2	22,6	4,38*	17,4*	8,8	63,0
Cardiopathie ischémique	6,6	2,5	4,7	6,3	11,5	4,61*	9,0*	4,2	62,6
Traumatismes accidentels	9,0	5,6	7,9	8,1	14,2	2,52*	8,6*	3,4	37,7
Suicide	6,8	4,2	6,5	6,9	8,5	2,04*	4,3*	2,6	38,5
45 à 64 ans									
Toutes causes confondues	780,9	521,5	616,0	717,0	926,2	1,78*	404,7*	259,5	33,2
Cancers de la trachée, des bronches et du poumon	103,4	42,6	71,9	97,3	131,2	3,08*	88,6*	60,8	58,8
Cardiopathie ischémique	89,9	33,7	56,1	79,1	118,0	3,50*	84,3*	56,2	62,5
Bronchopneumopathie chronique obstructive	27,8	6,8	17,4	20,0	39,8	5,83*	33,0*	21,0	75,4
Diabète sucré	24,0	8,3	12,9	17,5	34,3	4,11*	26,0*	15,6	65,2
65 à 74 ans									
Toutes causes confondues	3 198,6	2 493,2	2 660,5	2 993,8	3 446,1	1,38*	952,9*	705,4	22,1
Cardiopathie ischémique	571,8	396,0	408,0	505,6	645,5	1,63*	249,4*	175,8	30,7
Cancers de la trachée, des bronches et du poumon	196,6	100,8	155,7	187,3	216,0	2,14*	115,2*	95,8	48,7
Bronchopneumopathie chronique obstructive	146,7	62,8	99,6	126,9	170,8	2,72*	108,0*	83,9	57,2
Maladies cérébrovasculaires	250,9	188,0	218,8	241,4	266,1	1,42*	78,1*	62,9	25,1
75 ans et plus									
Toutes causes confondues	6 420,2	5 682,1	5 740,0	6 151,6	6 694,0	1,18*	1 011,9*	738,1	11,5
Cardiopathie ischémique	1 350,0	1 105,5	1 165,4	1 244,3	1 439,5	1,30*	334,0*	244,5	18,1
Bronchopneumopathie chronique obstructive	228,7	144,6	181,9	219,2	246,6	1,71*	102,0*	84,1	36,8
Diabète sucré	171,9	103,2	107,3	131,5	203,2	1,97*	100,0*	68,7	40,0
Cancers de la trachée, des bronches et du poumon	179,3	124,0	144,1	177,2	190,4	1,54*	66,5*	55,3	30,9

* valeur significativement différente du taux observé pour grade universitaire ($p < 0,05$)
RT = rapport de taux (pas de diplôme d'études secondaires / grade universitaire)
DT = différence de taux (pas de diplôme d'études secondaires - grade universitaire)
surmortalité = (total - grade universitaire)
surmortalité en % = [100* (total - grade universitaire)/total]
Nota : La population (années-personnes à risque) utilisée pour calculer les taux normalisés selon l'âge a été tirée de la répartition selon l'âge de la cohorte interne (tranches d'âge de cinq ans).
Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité et du cancer selon le recensement, 1991 à 2006

le taux de mortalité des personnes possédant un grade universitaire.

Les intervalles de confiance à 95 % des TMNA, des RT et des DT ont été calculés en se fondant sur des méthodes décrites dans un ouvrage paru antérieurement[33].

Résultats

Les pourcentages de membres de la cohorte de sexe masculin et de sexe féminin, respectivement, selon le niveau de scolarité, étaient de 35 % et de 35 % pour ceux n'ayant pas obtenu de diplôme d'études secondaires, de 38 % et de 35 % pour les titulaires d'un diplôme d'études secondaires, de 12 % et de 18 % pour les titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires, et de 15 % et de 12 % pour les titulaires d'un grade universitaire (tableau 1). Les jeunes membres de la cohorte avaient tendance à avoir un niveau de scolarité plus élevé que les membres plus âgés.

Le TMNA toutes causes de décès confondues révèle clairement un gradient en escalier selon le niveau de scolarité, les taux de mortalité étant plus élevés pour les niveaux de scolarité plus faibles. Comparativement aux personnes possédant un grade universitaire, le rapport de taux (RT) pour celles n'ayant pas terminé leurs études secondaires était de 1,55 chez les hommes et de 1,44 chez les femmes (tableaux 2 et 3).

Le gradient de mortalité selon le niveau de scolarité variait en fonction de la cause de décès. Chez les hommes, les RT comparant ceux n'ayant pas terminé leurs études secondaires à ceux ayant un grade universitaire étaient particulièrement élevés pour les décès par cancers de la trachée, des bronches et du poumon (RT=2,80), par bronchopneumopathie chronique obstructive (RT=2,58) et par cirrhose du foie (RT=2,44) (tableau 2). En revanche, le gradient était inversé pour les décès par VIH/SIDA (RT=0,63) et n'était pas statistiquement significatif pour les décès par cancer du pancréas (RT=1,12) et par démence (RT=0,96).

Chez les femmes, les RT comparant celles n'ayant pas terminé leurs études secondaires à celles possédant un grade universitaire étaient appréciablement élevés pour les décès dus aux cancers de la trachée, des bronches et du poumon (RT=2,64), à des troubles liés à la consommation d'alcool (RT=2,77), à la bronchopneumopathie chronique obstructive (RT=2,59), et à la cirrhose du foie (RT=2,55) (tableau 3). Par ailleurs, le gradient était inversé pour le cancer du sein (RT=0,80), et n'était pas statistiquement significatif pour le cancer de l'ovaire (RT=0,92), la démence (RT=1,02), et les accidents de la circulation (RT=1,18).

La « surmortalité » en pourcentage associée au niveau de scolarité (dernière colonne des tableaux 2 et 3) montre que si chaque membre de la cohorte avait affiché les taux de mortalité selon l'âge de ceux qui possédaient un grade universitaire, le TMNA toutes causes confondues aurait été de 27 % plus faible pour les hommes et de 22 % plus faible pour les femmes, ce qui représente 364 et 192 décès de moins pour 100 000 années-personnes à risque, respectivement. De même, les TMNA pour les cancers de la trachée, des bronches et du poumon, ainsi que pour le diabète sucré (femmes), la bronchopneumopathie chronique obstructive et les troubles dus à la consommation d'alcool (hommes) auraient été chacun au moins 50 % plus faibles.

Les causes de décès contribuant le plus à la surmortalité absolue liée au niveau de scolarité (avant-dernière colonne des tableaux 2 et 3) étaient la cardiopathie ischémique, le cancer du poumon, la bronchopneumopathie chronique obstructive, la maladie cérébrovasculaire, le diabète, les traumatismes (hommes) et les infections respiratoires (femmes). Ensemble, ces sept causes rendaient compte d'environ les deux tiers de la surmortalité totale liée au niveau de scolarité chez les hommes (65 %) et chez les femmes (64 %) (données non présentées.)

Les RT pour les maladies liées à la consommation de tabac, d'alcool et de drogues étaient tous supérieurs à 2,00 (tableaux 2 et 3). Les TMNA pour les maladies liées à la consommation de tabac et d'alcool auraient été environ 50 % plus faibles si tous les membres de la cohorte avaient présenté les taux de mortalité selon l'âge des membres de la cohorte titulaires d'un grade universitaire.

Pour les décès qu'une intervention médicale aurait peut-être permis d'éviter, le gradient de mortalité selon le niveau de scolarité était moins prononcé (RT=1,70 pour les hommes et 1,24 pour les femmes). La surmortalité en pourcentage était de 31% pour les hommes et de 10 % pour les femmes.

En quoi cette étude est-elle importante?

- La réduction des inégalités socioéconomiques en ce qui concerne les résultats en matière de santé est un objectif explicite des politiques de santé au Canada.
- Comprendre les inégalités socioéconomiques d'après la cause de décès pourrait faciliter l'atteinte de cet objectif.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Les taux de mortalité toutes causes confondues sont plus élevés chez les personnes dont le niveau de scolarité est relativement peu élevé que chez les autres.

Ce qu'apporte l'étude

- Si tous les membres de la cohorte avaient présenté les taux de mortalité par âge de ceux possédant un grade universitaire, le taux de mortalité normalisé selon l'âge aurait été 27 % plus faible chez les hommes et 22 % plus faible chez les femmes.
- Tant chez les hommes que chez les femmes, les causes de décès qui contribuent le plus à cette « surmortalité » sont la cardiopathie ischémique, le cancer du poumon, la bronchopneumopathie chronique obstructive, l'accident vasculaire cérébral, le diabète, les traumatismes (hommes) et les infections respiratoires (femmes).

Le gradient des RT selon le niveau de scolarité était le plus prononcé pour le groupe d'âge le plus jeune (de 25 à 44 ans à la date de référence), puis diminuait chaque fois que l'on passait au groupe d'âge suivant (tableau 4). Chez les hommes, le RT était de 2,60 pour le groupe des 25 à 44 ans et de 1,22 pour celui des 75 ans et plus. Chez les femmes, le RT était de 2,22 pour le groupe des 25 à 44 ans et de 1,18 pour celui des 75 ans et plus. Alors que les RT d'un niveau de scolarité à l'autre étaient les plus élevés chez les groupes plus jeunes, c'est chez les groupes plus âgés (chez lesquels la plupart des décès surviennent) que les écarts absolus les plus importants ont été observés.

Les causes de décès ayant contribué le plus à la surmortalité variaient selon le sexe et le groupe d'âge. Parmi les membres de la cohorte âgés de 25 à 44 ans à la date de référence, les facteurs ayant contribué le plus à la surmortalité étaient les traumatismes accidentels chez les hommes, et les cancers de la trachée, des bronches et du poumon chez les femmes. Tant chez les hommes que chez les femmes de 45 à 74 ans, la cardiopathie ischémique et le cancer du poumon étaient les deux principaux déterminants de la surmortalité. Chez les personnes de 75 ans et plus, c'était la cardiopathie ischémique, suivi par la bronchopneumopathie chronique obstructive chez les femmes et le cancer du poumon chez les hommes.

Discussion

La présente analyse révèle des écarts considérables entre les taux de mortalité par cause selon le niveau de scolarité. Pour la plupart des causes de décès, plus le niveau de scolarité est élevé, plus le taux de mortalité est faible, résultats qui concordent généralement avec ceux d'études européennes[11,16] et américaines[8,9,34]. Comparativement aux titulaires d'un grade universitaire, le rapport de taux calculé pour les personnes n'ayant pas terminé leurs études secondaires était de 1,55 pour les hommes et de 1,44 pour les femmes. Si tous les membres de la cohorte avaient présenté les taux de mortalité par âge de ceux possédant un grade universitaire, le TMNA toutes causes confondues aurait été 27 % plus faible pour les hommes et 22 % plus faible pour les femmes. Si l'on extrapole les chiffres à l'ensemble de la population adulte ne vivant pas en établissement, cela équivaut à environ 50 000 décès de moins par année, soit 33 000 et 17 000 décès de moins chez les hommes et chez les femmes, respectivement. Une réduction similaire de la mortalité aurait pu être obtenue si l'on avait éliminé la totalité des décès dus à une cardiopathie ischémique ou à une maladie cérébrovasculaire.

Des causes de décès qui contribuent le plus à la surmortalité absolue, les maladies cardiovasculaires (qui comprennent les cardiopathies ischémiques et les maladies cérébrovasculaires) sont systématiquement les plus coûteuses en ce qui concerne l'utilisation du système de soins de santé et la perte de productivité résultant de la morbidité et de la mortalité prématurée. Les maladies respiratoires, telles que la bronchopneumopathie chronique obstructive, sont également parmi les cinq premières maladies sur le plan du fardeau économique direct et indirect de la maladie[35,36].

En ce qui concerne les RT, les causes de décès étroitement associées aux comportements posant un risque pour la santé (par exemple, l'usage du tabac et la consommation excessive d'alcool) ont tendance à présenter un gradient de mortalité selon le niveau de scolarité plus prononcé que les causes qui ne sont pas aussi fortement associées à ce genre de comportement. Cela est en harmonie avec les résultats d'études ayant montré que les personnes appartenant aux catégories de statut socioéconomique les plus faibles sont plus susceptibles que les autres d'adopter des comportements posant un risque pour la santé[15,37-39].

La présente étude a révélé des inégalités relatives plus importantes aux jeunes âges qu'aux âges plus avancés. Selon certains, il pourrait exister un effet de sélection aux âges plus avancés : les personnes de faible statut socioéconomique pourraient mourir plus jeunes, de sorte que seules celles dont la santé est plus robuste atteignent un âge avancé, ce qui donne lieu à une réduction des inégalités socioéconomiques de mortalité[11]. En outre, la diminution des risques relatifs s'explique peut-être en partie par l'atténuation de l'association entre les facteurs de risque et les maladies chroniques chez les personnes âgées[40]. Cela étant dit, les écarts absolus entre les taux de mortalité étaient les plus grands chez les groupes d'âge avancé (65 à 74 ans et 75 ans et plus) que chez les groupes plus jeunes. Ainsi, c'est aux âges avancés que la réduction des inégalités de mortalité aurait la plus grande incidence quant à la réduction du nombre de décès excédentaires liés au niveau de scolarité.

Points forts et limites

Le vaste échantillon sur lequel porte l'étude est largement représentatif de la population adulte au Canada et a permis d'analyser les différences de mortalité (en termes relatifs et absolus) selon le niveau de scolarité pour des groupes de causes de décès à un niveau détaillé.

L'étude ne cherchait pas à évaluer l'importance relative des effets directs et indirects du niveau de scolarité sur la mortalité, par exemple, déterminer dans quelle mesure les différences de mortalité selon le niveau de scolarité pourraient s'expliquer par des différences associées de niveau de revenu.

Les données ne contiennent pas de renseignements sur les facteurs de risque (tels que l'usage du tabac), de sorte que l'effet du niveau de scolarité sur la mortalité a peut-être été surestimé. Néanmoins, d'autres études ont établi que les différences socioéconomiques observées pour divers résultats en matière de santé (y compris la mortalité) persistent en grande partie, même après avoir tenu compte de l'effet des facteurs de risque comportementaux[7,41,42]. Toute étude future cherchant à déterminer dans quelle mesure les comportements individuels et les facteurs de risque expliquent (ou ne permettent pas d'expliquer) les taux de mortalité plus élevés observés chez les personnes de statut socioéconomique faible au Canada nécessiterait un suivi de la mortalité à

long terme, à partir d'enquêtes sur la santé qui renseignent sur les facteurs de risque comportementaux et les indicateurs du statut socioéconomique.

La présente analyse est fondée sur les titres de compétences des membres de la cohorte obtenus au 4 juin 1991. Depuis, le niveau d'instruction des Canadiens a augmenté, de sorte que le pourcentage de la population se situant dans les niveaux les plus faibles de scolarité a diminué. En supposant que les risques relatifs ne changent pas, cela devrait réduire la surmortalité liée au niveau de scolarité. Cependant, bien que cette étude fournisse des données de référence sur la nature et sur l'ampleur des différences de mortalité liées au niveau de scolarité, elle ne permet pas de déterminer si ces inégalités ont persisté, augmenté ou diminué au fil du temps. Seuls de futurs couplages de données sur la mortalité avec les enregistrements de recensements plus récents (ou de l'Enquête nationale auprès des ménages) pourront fournir les données nécessaires à l'évaluation de ces changements.

Conclusion

L'étude révèle d'importantes différences dans les taux de mortalité selon le niveau de scolarité pour la plupart des causes de décès. Les causes les plus étroitement associées aux comportements posant un risque pour la santé ont tendance à présenter un gradient de mortalité selon le niveau de scolarité plus prononcé que celles n'y étant pas aussi fortement associées. Ces résultats complètent ceux d'études antérieures en fournissant des données par groupes de causes, et confirment l'existence d'un gradient de mortalité selon le niveau de scolarité pour la plupart des causes de décès. L'Étude de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2006 ayant été élargie afin de permettre l'appariement aux données sur le cancer, de futures études pourraient explorer la nature et l'ampleur des différences en ce qui a trait à l'incidence du cancer et à la survie au cancer selon le niveau de scolarité. ■

Remerciements

La présente analyse a été financée par l'Agence de la santé publique du Canada. L'Étude de suivi de la mortalité selon le recensement a été financée par l'Initiative sur la santé de la population canadienne de l'Institut canadien d'information sur la santé (étude originale), la Direction générale de la santé environnementale et de la sécurité des consommateurs de Santé Canada (prolongations de l'étude) et la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada. Enfin, les auteurs remercient les registraires provinciaux et territoriaux de la statistique de l'état civil, qui ont fourni les données sur les décès pour la Base canadienne de données sur la mortalité.

Références

1. Commission des déterminants sociaux de la santé, *Combler le fossé en une génération – Instaurer l'équité en santé en agissant sur les déterminants sociaux de la santé*, Rapport final de la Commission des déterminants sociaux de la santé, Genève, Oganisation mondiale de la Santé, 2008.
2. H.B. Ferguson, S. Bovaird et M.P. Mueller, « The impact of poverty on educational outcomes for children », *Paediatrics and Child Health*, 1, 2(8), 2007, p. 701-706.
3. S. Phipps et L. Lethbridge, *Le revenu et les résultats des enfants*, Ottawa, Direction des études analytiques, série des documents de recherche, 2006 (Statistique Canada, n° de produit 11F0019MIF n° 281 au catalogue).
4. J. Brooks-Gunn, G.J. Duncan et P.R. Britto, « Are socioeconomic gradients for children similar to those for adults? », dans D.P. Keating et C. Hertzman, publié sous la direction de, *Developmental Health and the Wealth of Nations*, New York, The Guildford Press, 1999, p. 94-124.
5. J. Hoddinott, L. Lethbridge et S. Phipps, *Notre avenir est-il dicté par nos antécédents? Ressources, transitions et rendement scolaire des enfants au Canada* (n° de cat. : RH63-1/555-12-02F), Développement des ressources humaines Canada, Hull (Québec) 2002.
6. B.G. Link et J. Phelan, « Social conditions as fundamental causes of disease », *Journal of Health and Social Behavior*, 35(extra issue), 1995, p. 80-94.
7. P.M. Lantz, J.S. House, J.M. Lepkowski *et al.*, « Socioeconomic factors, health behaviors, and mortality: results from a nationally representative prospective study of US adults », *Journal of the American Medical Association*, 279(21), 1998, p. 1703-1708.
8. P.M. Lantz, E. Golberstein, J.S. House et J. Morenoff, « Socioeconomic and behavioral risk factors for mortality in a national 19-year prospective study of U.S. adults », *Social Science and Medicine*, 70(10), 2010, p. 1558-1566.
9. R.G. Rogers, B.G. Everett, A. Zajacova et R.A. Hummer, « Educational degrees and adult mortality risk in the United States », *Biodemography and Social Biology*, 56(1), 2010, p. 80-99.
10. Conseil canadien sur l'apprentissage, *Littératie en santé au Canada : résultats initiaux de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation et les compétences des adultes, 2007*, Ottawa, Conseil canadien sur l'apprentissage, 2007.
11. G. Menvielle, A. Leclerc, J.F. Chastang et D. Luce, « Socioeconomic inequalities in cause specific mortality among older people in France », *BMC Public Health*, 10, 2010, p. 260.
12. N.E. Adler et K. Newman, « Socioeconomic disparities in health: pathways and policies », *Health Affairs*, 21(2), 2002, p. 60-76.
13. Initiative canadienne sur la santé des populations, *Réduction des écarts en matière de santé : un regard sur le statut socioéconomique en milieu urbain au Canada*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 2008.

14. *Rapport de l'administrateur en chef de la santé publique sur l'état de santé publique au Canada 2008* (nº de cat. : HP2-10/2008), Ottawa, Ministre de la santé, 2008.

15. C.N. McIntosh, P. Finès, R. Wilkins et M.C. Wolfson, « Disparités selon le revenu dans l'espérance de vie ajustée sur la santé chez les adultes au Canada, 1991 à 2001 », *Rapports sur la santé*, 20(4), 2009, p. 59-70.

16. J.P. Mackenbach, I. Stirbu, A.J. Roskam *et al.*, « Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries », *New England Journal of Medicine*, 358(23), 2008, p. 2468-2481.

17. V. Skalická, F. van Lenthe, C. Bambra *et al.*, « Material, psychosocial, behavioural and biomedical factors in the explanation of relative socio-economic inequalities in mortality: evidence from the HUNT study », *International Journal of Epidemiology*, 38(5), 2009, p. 1272-1284.

18. L.L. Roos, J. Magoon, S. Gupta *et al.*, « Socioeconomic determinants of mortality in two Canadian provinces: multilevel modelling and neighborhood context », *Social Science and Medicine*, 59(7), 2004, p. 1435-1447.

19. K. Aronson, G. Howe, M. Fair et M. Carpenter, *Dépistage des lésions et maladies professionnelles au Canada : mortalité par cause chez les travailleurs, 1965 à 1991* (Nº 84-546-XCB au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 2000.

20. L. Martel et A. Bélanger, « Une analyse de l'évolution de l'espérance de vie sans dépendance au Canada entre 1986 et 1996 », *Rapport sur l'état de la population du Canada, 1998-1999 [La conjoncture démographique]*, Ottawa, Ministre de l'Industrie, 1999, p. 171-194 (et Erratum) (Statistique Canada, nº 91-209-XIF au catalogue).

21. J. Chen, D. Beavon et R. Wilkins, « Mortality of retired public servants in Canada », *Proceedings of the Social Statistics Section, Annual Meeting of the American Statistical Association*, Chicago, 1996, p. 86-91.

22. M. Wolfson, G. Rowe, J.F. Gentleman et M. Tomiak, « Career earnings and death: a longitudinal analysis of older Canadian men », *Journal of Gerontology*, 48(4), 1993, p. S167-S179.

23. D.T. Wigle, R.M. Semenciw, K. Wilkins *et al.*, « Mortality study of Canadian male farm operators: non-Hodgkin's lymphoma mortality and agricultural practices in Saskatchewan », *Journal of the National Cancer Institute*, 82(7), 1990, p. 575-582.

24. R. Wilkins, M. Tjepkema, C. Mustard et R. Choinière, « Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001 », *Rapports sur la santé*, 19(3), 2008, p. 27-48.

25. P.A. Peters et M. Tjepkema, « Étude canadienne de suivi de la mortalité et du cancer selon le recensement, 1991 à 2011 », *Symposium 2010, Statistiques sociales : interaction entre recensements, enquêtes et données administratives* (nº 11-522-XCB au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 2011, p. 163-172.

26. M. Tjepkema et R. Wilkins, « Espérance de vie restante à l'âge de 25 ans et probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans, selon la situation socioéconomique et l'ascendance autochtone », *Rapports sur la santé*, 22(4), 201, p. 31-36.

27. M. Fair, « Generalized Record Linkage System – Statistics Canada's Record Linkage Software », *Austrian Journal of Statistics*, 33(1 and 2), 2004, p. 37-53.

28. Organisation mondiale de la Santé, *Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès*, fondé sur les recommandations de la Conférence pour la neuvième révision, 1975, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 1977.

29. Organisation mondiale de la Santé, *Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes, dixième révision*, Genève, OMS, 1992.

30. World Health Organization, *Global Burden of Disease: 2004 Update*, Geneva, World Health Organization, 2008.

31. Office of National Statistics, Report: deaths related to drug poisoning: England and Wales, 1999-2003, *Health Statistics Quarterly*, Spring(25), 2005, p. 52-59.

32. I. Stirbu, A.E. Kunst, M. Bopp *et al.*, « Educational inequalities in avoidable mortality in Europe », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 64(10), 2010, p. 913-920.

33. M. Spiegelman, *Introduction to Demography, Revised Edition*, Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press, 1968.

34. I.T. Elo et S.H. Preston, « Educational differentials in mortality: United States, 1979-85 », *Social Science and Medicine*, 42(1), 1996, p. 47-57.

35. Stratégie canadienne de santé cardiovasculaire et Plan d'action (SCSC-PA), *Pour un Canada au cœur qui bat*, Ottawa, SCSC-PA, février 2009, disponible à l'adresse http://www.chhs.ca/fr/rapports.

36. Santé Canada, *Le fardeau économique de la maladie au Canada, 1998*, Nº de cat. : H21-136/1998F, Ottawa, Santé Canada, 2002.

37. J.C. Phelan, B.G. Link, A. Diez-Roux *et al.*, « "Fundamental causes" of social inequalities in mortality: a test of the theory », *Journal of Health and Social Behavior*, 45(3), 2004, p. 265-285.

38. J.C. Phelan, B.G. Link et P. Tehranifar, « Social conditions as fundamental causes of health inequalities: theory, evidence, and policy implications », *Journal of Health and Social Behavior*, 51(Suppl.), 2010, p. S28-S40.

39. S.L. Syme, « Reducing racial and social-class inequalities in health: the need for a new approach », *Health Affairs*, 27(2), 2008, p. 456–459.

40. S. Lewington, R.Clarke, N. Qizilbash *et al.*, « Age-specific relevance of usual blood pressure to vascular mortality: a meta-analysis of individual data for one million adults in 61 prospective studies », *Lancet*, 360(9349), 2002, p. 1903-1913.

41. K.M. McGrail, E. van Doorslaer, N.A. Ross et C. Sanmartin, « Income-related health inequalities in Canada and the United States: a decomposition analysis », *American Journal of Public Health*, 99(1), 2009, doi:10.2105/AJPH.2007.129361

42. H.J. Kim et J.P. Ruger, « Socioeconomic disparities in behavioral risk factors and health outcomes by gender in the Republic of Korea », *BMC Public Health*, 10(1), 2010, p. 195.

Annexe

Tableau A
Membres de la cohorte de 25 ans et plus, années-personnes à risque et décès confirmés, selon le groupe d'âge et le niveau de scolarité à la date de référence, selon le sexe, Canada, 1991 à 2006

	Hommes			Femmes		
Groupe d'âge et niveau de scolarité	Membres de la cohorte	Années-personnes à risque	Nombre de décès	Membres de la cohorte	Années-personnes à risque	Nombre de décès
Total 25 ans et plus						
Pas de diplôme d'études secondaires	474 900	6 249 140	138 071	478 500	6 563 790	110 472
Diplôme d'études secondaires	510 400	7 318 980	69 084	484 000	7 096 100	47 128
Diplôme d'études postsecondaires	168 300	2 457 660	15 493	253 000	3 734 390	19 960
Grade universitaire	204 600	2 942 760	18 339	161 100	2 379 250	8 432
25 à 44 ans						
Pas de diplôme d'études secondaires	175 000	2 616 330	8 066	176 200	2 651 730	5 243
Diplôme d'études secondaires	309 800	4 649 830	9 981	307 200	4 649 350	6 010
Diplôme d'études postsecondaires	113 700	1 708 250	2 690	164 600	2 487 060	2 654
Grade universitaire	127 000	1 868 330	2 330	117 100	1 749 410	1 516
45 à 64 ans						
Pas de diplôme d'études secondaires	179 600	2 484 030	43 532	165 700	2 402 990	24 071
Diplôme d'études secondaires	149 900	2 144 350	25 829	122 400	1 810 250	12 369
Diplôme d'études postsecondaires	43 100	625 240	5 949	65 500	975 020	5 482
Grade universitaire	60 800	888 540	6 268	34 700	517 610	2 342
65 à 74 ans						
Pas de diplôme d'études secondaires	78 700	851 130	48 956	80 800	1 015 830	35 470
Diplôme d'études secondaires	36 500	415 050	20 772	35 300	459 080	13 749
Diplôme d'études postsecondaires	8 400	99 940	4 213	14 300	189 510	5 051
Grade universitaire	12 100	147 970	5 649	5 900	79 360	1 986
75 ans et plus						
Pas de diplôme d'études secondaires	41 500	297 650	37 517	55 700	493 230	45 688
Diplôme d'études secondaires	14 200	109 760	12 502	19 000	177 410	15 000
Diplôme d'études postsecondaires	3 100	24 220	2 641	8 700	82 800	6 773
Grade universitaire	4 800	37 930	4 092	3 400	32 880	2 588

Nota : Les chiffres portant sur les membres de la cohorte sont arrondis à la centaine près, les chiffres représentatifs des années-personnes à risque sont arrondis à la dizaine près.
Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité et du cancer selon le recensement, 1991 à 2006.